

Los tests de inteligencia en la selección de aspirantes a las Escuelas Universitarias de Magisterio

Comunicación al VII Congreso de Pedagogía
Granada, 1-5 de octubre de 1980.

Por Oscar SAENZ BARRIO y Enrique JIMENEZ GOMEZ

I. INTRODUCCION

La ley 30/1974 de 24 de julio y el Decreto 3514/1974 de 20 de diciembre, y más recientemente la O. M. de 9 de octubre de 1979, que regulaban el acceso de los alumnos a la Universidad —la «selectividad»— suponía un filtro, poco eficaz es cierto, pero selectivo al fin y al cabo, en la demanda de un puesto en Facultades, E. T. S. y Colegios Universitarios. De momento las escuelas Universitarias se convirtieron en el vertedero de los otros centros de la Universidad que canalizaron hacia ellas a los incapacitados de superar unas pruebas de aptitud tan genéricas y vagas, tan poco selectivas, que los porcentajes que «colaban» por ellas han sido a veces de escándalo. La calidad de los rechazados era, por lo tanto, de una enorme pobreza intelectual, y encontraban en las Escuelas Universitarias en general un portillo sin obstáculos hacia la Universidad, y en las de Profesorado en particular el señuelo de miles de plazas anuales a oposición en la docencia oficial, aparte de otras salidas profesionales.

El imprevisible salto del alumnado entre 1971 y 1975 obliga a la mayoría de las Escuelas de Profesorado a echar mano del art. 36.2 de la Ley General de Educación, que les facultaba la adopción de «criterios de valoración» para el ingreso de las mismas. Esta medida que no tenía más objeto que eliminar a los estudiantes que habían superado el C. O. U. con un bagaje instrumental para los estudios superiores muy deficitario (mala ortografía, vocabulario paupérrimo, redacción incoherente, niveles de comprensión lectora o de materiales orales increíblemente bajos, etc.) fue muy contestada incluso en nuestros propios centros.

Las primeras promociones accedieron con unos niveles culturales tan

singularmente bajos que los Claustros no tuvieron más remedio que adoptar pruebas de aptitud para evitar lo que el Dr. Antonio Criado ha llamado acertadamente la «ruralización de los estudios de Magisterio». Desde entonces, los aspirantes a Profesores de E. G. B. ingresan en la Escuela Universitaria por dos canales: a) mediante las pruebas generales de acceso a la Universidad, y b) pruebas *específicas* implantadas por cada Escuela (1).

Es curioso que con nombre, contenido e intención más actualizada, los exámenes de aptitud se han centrado, con pocas excepciones, en lo que siempre fue el núcleo formativo de la escuela popular, leer, escribir y contar:

- Comprensión oral.—Esquema y síntesis de una lección expuesta oralmente.
- Comprensión escrita.—Comentario sobre un texto literario o científico.
- Cálculo numérico y razonamiento matemático.

Muchas escuelas han incluido también algunas pruebas psicotécnicas, más de carácter intelectual que de personalidad o de intereses vocacionales, preocupadas, sin duda, por lo que se sospechaba un deterioro alarmante en el nivel mental del alumnado. En este sentido, las E. U. de Magisterio han sido más sensibles a la inteligencia de los futuros Maestros que a sus intereses vocacionales, su estabilidad emocional o su salud mental. La Escuela de Granada no ha sido una excepción, pero en el curso 1979-80 ha prescindido ya de la prueba de inteligencia hasta no saber para qué sirve exactamente. Este es el motivo de esta comunicación.

II. LA INVESTIGACION

En septiembre de 1975 se aplicó, dentro de un conjunto de pruebas selectivas, el AMPE de Secadas a unos 400 aspirantes, de los que accedieron 309. El seguimiento a lo largo de los tres años de carrera de 144, que son los que la terminaron dentro de la duración normal de la misma, ha permitido realizar los siguientes análisis:

- Nivel de los estudiantes de Magisterio de Granada en relación con la población estudiantil de procedencia.

(1) A partir del curso 1979-80 el Ministerio de Universidades autorizó a las E. U. de Profesorado a aplicar pruebas específicas **incluso** a los aspirantes con selectividad a la Universidad aprobada, siempre que incidiesen en aspectos no contemplados en la selectividad pero considerados fundamentales para los estudios de Magisterio.

- Dotación por factores: comparación del estrato masculino y femenino.
- Comparación entre especialidades.
- Clasificación de los aspirantes por especialidad.
- Relación entre el rendimiento en el test y:
 - Previsión en orden al tiempo de terminación de la carrera.
 - Rendimiento académico general.
 - Rendimiento en asignaturas de especialidad.

II.1. Los alumnos de la promoción 1975-78

Con demasiada frecuencia se ha mantenido que el alumnado de las Escuelas de Magisterio procedía de los hijos más inteligentes de familias humildes y de los menos dotados de los sectores prepotente económica y culturalmente, así como de aspirantes rechazados o fracasados en otros centros universitarios, y de un sector residual del bachillerato cuyos tutores, sin saber exactamente por qué lanzaban el Magisterio. El resultado ha sido considerar estos estudios como una carrera menor, entre otras razones por el nivel intelectual de su alumnado, herencia del viejo aforismo «el que no sirva para otra cosa, hágase pedagogo».

De los 400 aspirantes en septiembre de 1975 se eliminaron a todos aquéllos con puntuaciones totales ponderadas en el AMPE inferiores al percentil 30, por entender que una selección más severa podría crear un movimiento de rechazo sobre todo en el estamento estudiantil. Se aceptaron 309 candidatos que constituyen la base de este análisis. Una vez eliminada la cola inferior de la distribución, ¿qué decir del resto?

II.1.1. Como era de esperar, al suprimir en un extremo casi el 25 por 100 de la muestra, la distribución ya no es normal, como lo ha demostrado la prueba de X^2 , por lo que en puro rigor estadístico no puede ser aplicada una prueba de t que dijera algo respecto de su población de origen.

II.1.2. Sin embargo merece la pena considerar la siguiente hipótesis: «Si el grupo de alumnos seleccionados constituyeran *toda* la muestra de aspirantes a la E. U. de Magisterio de Granada, y las medias y varianzas obtenidas en los distintos factores del test lo hubieran sido en distribuciones normales, las diferencias con la muestra normalizada del test, representativa de la población, sería nula».

TABLA I

| Factor | (1) Normativa | (2) Granada | (3) σ^2_1/σ^2_j | (4) $\overline{X}_i - \overline{X}_j/\sigma_{ij}$ |
|--------|---|--|-----------------------------|---|
| V | $\overline{X} = 28,74$ $\sigma = 7,33$ $\sigma^2 = 53,75$ $N = 510$ | $\overline{X} = 22,69$ $\sigma = 5,96$ $\sigma^2 = 35,5$ $N = 309$ | $F = 1,51$ Signif. | $t = 12,89$ Signif. |
| E | $\overline{X} = 35,33$ $\sigma = 11,94$ $\sigma^2 = 142,65$ $N = 510$ | $\overline{X} = 34,36$ $\sigma = 14,81$ $\sigma^2 = 219,33$ $N = 309$ | $F = 1,53$ Signif. | $t = 0,97$ Homog. |
| R | $\overline{X} = 23,16$ $\sigma = 4,36$ $\sigma^2 = 19,01$ $N = 510$ | $\overline{X} = 20,98$ $\sigma = 4,55$ $\sigma^2 = 20,70$ $N = 309$ | $F = 1,09$ Homog. | $t = 7,03$ Signif. |
| N | $\overline{X} = 30,84$ $\sigma = 10,15$ $\sigma^2 = 102,99$ $N = 510$ | $\overline{X} = 31,35$ $\sigma = 11,25$ $\sigma^2 = 126,56$ $N = 309$ | $F = 1,22$ Signif. | $t = 0,65$ Homog. |
| F | $\overline{X} = 41,69$ $\sigma = 10,78$ $\sigma^2 = 116,31$ $N = 510$ | $\overline{X} = 45,32$ $\sigma = 10,47$ $\sigma^2 = 109,62$ $N = 309$ | $F = 1,06$ Homog. | $t = 4,71$ Signif. |
| T | $\overline{X} = 196,2$ $\sigma = 38,82$ $\sigma^2 = 1506,61$ $N = 510$ | $\overline{X} = 186,95$ $\sigma = 35,47$ $\sigma^2 = 1258,12$ $N = 309$ | $F = 1,19$ Signif. | $t = 3,41$ Signif. |

(1) Muestra de estudiantes de Bachillerato, de 17 años y más, en la que se normalizó el tests.

(2) Aspirantes seleccionados en la E. U. Magisterio de Granada, promoción 1975-78.

(3) Prueba F de Snedecor. F teórica: 1,19.

(4) Significación de diferencias de medias: prueba de t.

II.1.3. Los datos de la tabla I evidenciarían que los alumnos admitidos en la prueba de acceso se diferencian significativamente de su población referencial, es decir, constituyen un colectivo distinto de la media de los estudiantes de bachiller de 17 años y más en los factores V, R, F y T (total ponderado), y homogéneo solamente en E y N, confirmando la opinión, socialmente bastante extendida, de que el Magisterio se nutre, en general, de estudiantes poco inteligentes. Dichas referencias operan en contra de los estudiantes de Magisterio, que sólo superan a su referencial en el factor de Fluencia verbal.

4) Si además se tiene en cuenta que se trata de una muestra censurada en su cola inferior, no hay más remedio que admitir que la población que aspira a los estudios de Magisterio en Granada no es la mejor dotada intelectualmente, y que ni aún con la severa medida correctora adoptada se ha conseguido una nivelación de nuestros estudiantes con la media del curso terminal de Bachillerato. Esta realidad no es privativa de nuestro país; COSTER (1975) ha comprobado que las tres quintas partes de los alumnos de Magisterio de la Bélgica flamenca se nutre de alumnos de secundaria generalmente considerados como flojos. RENES (1969) había obtenido resultados semejantes en los Países Bajos, lo mismo que KAMP (1964) en Alemania. Más del 50 por 100 de los futuros maestros belgas se sitúan por debajo de la media correspondiente a su grupo, y muchos de ellos se dedican al Magisterio después de fracasar en otros estudios universitarios. BIENTSMAN (1973) comprueba que los estudiantes de Magisterio belgas obtienen en inteligencia medias inferiores a las que las clases terminales de enseñanza secundaria, si bien este fenómeno es menos acusado en las mujeres.

II.2. Aspirantes masculinos y femeninos

Dentro de la pobreza intelectual que parece caracterizar a los aspirantes a la docencia elemental, parece que en los varones es más notorio el déficit. A los datos de BIENTSMAN cabe añadir los de RENES para quien los estudiantes masculinos de Magisterio de su país, el 50 por 100 se situaban por debajo de la media durante sus estudios de secundaria. Este tipo de afirmaciones es bastante general entre nosotros; opinión que se basa en la constatación empírica de que la familia envía a sus hijos varones más inteligentes a las Facultades Universitarias, mientras que tiene menos reparo en enviar a las mujeres a la Escuela de Profesorado, una carrera «con un nivel de exigencia menor», pero que por sus connotaciones humanas y sociales se considera como un buen complemento o adorno en la formación femenina.

TABLA II

| Factor | Varones | Mujeres | Análisis de Varianza (1) F | Probabilidad área de cola |
|--------|--|--|----------------------------|---------------------------|
| V | $\bar{x} = 22,43$ $\sigma = 6,08$ $\sigma^2 = 37,06$ $N = 104$ | $\bar{x} = 23,03$ $\sigma = 6,09$ $\sigma^2 = 37,10$ $N = 200$ | .8862 | $\alpha = .3437$ |
| E | $x = 38,24$ $\sigma = 14,60$ $\sigma^2 = 213,16$ $N = 104$ | $x = 31,79$ $\sigma = 14,57$ $\sigma^2 = 212,28$ $N = 200$ | 12,28 | $\alpha = .0000$ |
| R | $\bar{x} = 21,26$ $\sigma = 4,94$ $\sigma^2 = 24,40$ $N = 104$ | $\bar{x} = 20,95$ $\sigma = 4,57$ $\sigma^2 = 20,88$ $N = 200$ | .3410 | $\alpha = .5597$ |
| N | $\bar{x} = 33,13$ $\sigma = 11,74$ $\sigma^2 = 137,82$ $N = 104$ | $\bar{x} = 30,82$ $\sigma = 11,13$ $\sigma^2 = 123,87$ $N = 200$ | 2,95 | $\alpha = .0865$ |
| F | $\bar{x} = 43,98$ $\sigma = 11,43$ $\sigma^2 = 130,64$ $N = 104$ | $\bar{x} = 46,41$ $\sigma = 10,33$ $\sigma^2 = 106,70$ $N = 200$ | 3,86 | $\alpha = .0502$ |
| T | $\bar{x} = 192,19$ $\sigma = 39,84$ $\sigma^2 = 1.587,22$ $N = 104$ | $\bar{x} = 185,94$ $\sigma = 35,36$ $\sigma^2 = 1.250,32$ $N = 200$ | 2,38 | $\alpha = .1243$ |

(1) F teórica: 3,87 al N. C. del 5 por 100.

Según estos datos no hay evidencia de que los criterios mencionados sean globalmente ciertos, aunque cabe hacer alguna precisión:

— Existe clara homogeneidad entre ambos sexos en los factores V y R.

— Es significativa la diferencia en E.

— En la puntuación total (T), aunque el valor empírico de F es menor que el teórico, la probabilidad del área de cola ofrece un cierto margen a la duda; el rechazar H_0 supondría cometer un error el 12,3 por 100 de las veces, lo que no es demasiado. Lo mismo puede decirse del factor N, y sobre todo en F, que con un $\alpha = .0502$, el rechazo de la hipótesis nula significaría un número tan pequeño de errores que invita a una razonable duda acerca de la homogeneidad entre varones y mujeres.

II.3. Comparación entre especialidades

II.3.1. Otro criterio muy común entre el profesorado es que los alumnos más inteligentes se concentran en la especialidad de Ciencias, para ir descendiendo en Filología —Inglés y Francés, por este orden— para integrarse en Ciencias Humanas los más incompetentes.

La información que se posee ¿permite rechazar esta opinión, y afirmar, por el contrario, que los alumnos más inteligentes y los menos dotados se reparten por igual en todas las especialidades?

Mediante un análisis de varianza —según el programa BMDPIV de la Universidad de California— se ha intentado responder a la hipótesis de que los resultados obtenidos por los alumnos de las cuatro especialidades en el AMPE (valor total ponderado) son homogéneos.

TABLA III
ANALISIS DE VARIANZA

| Especialidades | Ciencias | Inglés | Francés | C. Humanas | Gr. Total |
|---------------------|----------|--------|---------|------------|-----------|
| Medias en total ... | 191,19 | 195,50 | 191,32 | 183,07 | 187,71 |
| Casos por grupo ... | 83 | 22 | 58 | 144 | 307 |

Valor de $F = 1,8276$

Probabilidad del área de cola .1421

TABLA IV
PRUEBA DE t

I Matriz de valores de t

| | <u>CIENCIAS</u> | <u>INGLES</u> | <u>FRANCES</u> | <u>HUMANAS</u> |
|-----------------|-----------------|---------------|----------------|----------------|
| CIENCIAS | .0000 | | | |
| INGLES | .5388 | .0000 | | |
| FRANCES | .0222 | .4940 | .0000 | |
| HUMANAS... .. | —1.7558 | —1.6667 | —1.5726 | .0000 |

II Probabilidades para los valores de t

| | <u>CIENCIAS</u> | <u>INGLES</u> | <u>FRANCES</u> | <u>HUMANAS</u> |
|-----------------|-----------------|---------------|----------------|----------------|
| CIENCIAS | 1.0000 | | | |
| INGLES | .5912 | 1.0000 | | |
| FRANCES | .9823 | .6227 | 1.0000 | |
| HUMANAS... .. | .0805 | .0975 | .1174 | 1.0000 |

Los valores de la tabla III confirman la hipótesis de nulidad, es decir, no hay diferencias entre especialidades respecto de una dotación intelectual de carácter global (Total ponderado). Los alumnos varían tanto entre sí cuando se les considera como un colectivo único, que cuando están agrupados por especialidades. Sin embargo, y aún reafirmando que no es posible rechazar H_0 el cuadro de probabilidades para los valores de t muestra que las mayores diferencias se establecen en el orden en que la práctica educativa informa las opiniones del profesorado.

La práctica estadística demuestra que todos los tests de comprobación de hipótesis tienden a proteger la hipótesis nula; en consecuencia, y de acuerdo con los estándares establecidos, no existen diferencias entre las cuatro especialidades. Sin embargo, en estricta interpretación estadística, al aceptar H_0 y admitir que no hay diferencias significativas entre Ciencias y C. Humanas se comete un error del 8 por 100, es decir, que de 100 veces nos equivocáramos 8 al afirmar que ambas especialidades no se diferencian. Por el contrario, acertáramos 8 de cada 100 veces si afirmáramos lo contrario. Lo mismo podría decirse de C. Humanas respecto de Inglés, con un $\alpha = .0975$, y quizá en menor cuantía, aunque relevante, con Francés ($\alpha = .1174$).

Al comparar estas posibilidades de error con el nivel de riesgo usual (5 por 100) se debe concluir que los datos obtenidos en Granada no nos permiten juzgar la homogeneidad de la especialidad de C. Humanas con todas las demás, a un nivel de confianza aceptable. Si solamente fuera un

grupo el dudoso, no despertaría la sospecha de que algo ocurre con los alumnos de dicha especialidad que no permite con absoluta confianza admitir su homogeneidad con el resto; con lo que se viene, si no a confirmar, al menos sí a reconocer, que los criterios empíricos del profesorado no andan muy descaminados.

II.3.2. Por si estos resultados podrían estar enmascarados por esos alumnos brillantes que siempre hay en cualquier especialidad, se eligieron 5 alumnos por cada una con notas más altas en materias específicas de su especialidad, y se les aplicó a su puntuación total en el AMPE el mismo análisis de varianza:

TABLA V
ANALISIS DE VARIANZA

| Especialidades | Ciencias | Inglés | Francés | C. Humanas | Gr. Total |
|---|----------|--------|---------|------------|-----------|
| Medias total AMPE. | 206,80 | 212,40 | 235,80 | 196,40 | 212,85 |
| Casos por grupo ... | 5 | 5 | 5 | 5 | 20 |
| Valor de F = .9301 | | | | | |
| Probabilidad del área de cola: $\alpha = .4489$ | | | | | |

TABLA VI
PRUEBA DE t

I *Matriz de valores de t*

| | CIENCIAS | INGLES | FRANCES | C. HUMANAS |
|-----------------|----------|--------|---------|------------|
| CIENCIAS | .0000 | | | |
| INGLES | .2128 | .0000 | | |
| FRANCES | 1.3876 | .9778 | .0000 | |
| HUMANAS... .. | — .4167 | .5808 | 1.7561 | .0000 |

II *Probabilidades para los valores de t*

| | CIENCIAS | INGLES | FRANCES | C. HUMANAS |
|-----------------|----------|--------|---------|------------|
| CIENCIAS | 1.0000 | | | |
| INGLES | .8368 | 1.0000 | | |
| FRANCES | .2027 | .3568 | 1.0000 | |
| HUMANAS... .. | .6879 | .5774 | .1171 | 1.0000 |

Aparentemente estos resultados no alteran la conclusión recaída sobre la muestra total, es decir, no hay razón alguna que permita atribuir sus diferencias a la variación entre especialidades, sino a la simple variabilidad de los estudiantes entre sí. Pero tal conclusión no se puede sacar de estos últimos datos, salvo que es aplicable *solamente* para los mejores 5 alumnos de cada especialidad, lo que podría llevar a la conclusión contraria, y es que: dado que en las puntuaciones más altas de las especialidades no hay diferencias significativas entre ellas, las verdaderas diferencias entre Humanas y el resto de los grupos han de estar en la masa de sus alumnos para que los valores de t mencionados en el párrafo anterior se acerquen tanto al nivel de significación.

11.4. Clasificación de los aspirantes por especialidades

El núcleo central de esta investigación, ha consistido en estudiar la posibilidad de clasificar a los alumnos en especialidades en función de algún factor de inteligencia o alguna especial y óptima combinación de ellos.

Los estudiantes de Magisterio, una vez aprobada su prueba de selectividad o de aptitud específica a la Escuela, se distribuyen en las diferentes especialidades en forma, al parecer, aleatoria, o al menos según criterios poco razonables (amistades, buena calificación en unas materias, por rechazo de otras, rumores sobre niveles de exigencia, posibilidad de mercado de trabajo, etc.). Sin embargo es de gran interés conocer hasta qué punto es significativa la influencia de ciertos factores de inteligencia en la elección de especialidad. En otros términos: dos alumnos que eligen la misma especialidad ¿tienen factores intelectuales más semejantes que dos alumnos de especialidad diferente? ¿Se puede determinar una combinación de factores que optimice el rendimiento de las asignaturas específicas de la especialidad?

Para ello se ha empleado un análisis discriminante en el Centro de Cálculo de la Universidad de Granada, mediante el programa BMDP7M de la serie Biomedical Computer Program. El empleo de este análisis se ha realizado no en el sentido habitual de clasificación (los alumnos se clasificaron al comenzar sus estudios en las cuatro especialidades), sino con el fin de constatar si dicha clasificación (elección voluntaria) era compatible con la obtenida a partir de una estructura factorial específica para cada especialidad.

Este programa realiza un análisis iterativo en el que la selección de las variables que entran a formar parte de la función discriminante se hace automáticamente, conjugando las diferentes medidas de distancia que se derivan de las diversas varianzas con unos ciertos niveles de tolerancia. La selección se hace paso a paso hasta que la información aportada por la variable que ha de entrar en un paso concreto sea menor que un cierto umbral ya fijado.

En principio se fijó un nivel de tolerancia de 0.01, así como las cotas

de los F estadísticos para admitir o eliminar una variable; estaban marcados entre 4.000 y 3.996.

Los resultados más interesantes que se desprenden del análisis discriminante son los siguientes:

II.4.1. Con el anterior nivel de tolerancia, sólo dos variables entraron a formar parte de la función discriminante, el factor razonamiento (R) y el factor fluidez verbal (F). La influencia de las demás variables en una posible clasificación, de acuerdo con la elección que previamente ha realizado el alumno sobre el grupo o especialidad es despreciable.

II.4.2. A partir de las variables R y F se obtiene una ecuación de clasificación, que sitúa a cada alumno en las distintas especialidades, sin más que sustituir el valor de R y F en cada una de las ecuaciones siguientes:

CIENCIAS: $1.08325 R - .306624 F - 20.23381$

INGLES: $.91943 R - .39216 F - 20.53210$

FRANCES: $.91541 R - .37966 F - 19.84727$

HUMANAS: $.89705 R - .37032 F - 19.03423$

siendo R y F los factores de razonamiento y fluidez verbal respectivamente.

El alumno quedará clasificado en el grupo cuya evaluación sea menor, pues estos valores indican la distancia al valor central de cada población o especialidad: Ciencias, Humanas, Inglés y Francés.

En la tabla n.º VII se representa a título de ejemplo la evaluación de las ecuaciones de clasificación para 25 alumnos, junto con la probabilidad en tanto por uno de que esté bien colocado dentro de la especialidad.

II.4.3. Los 307 resultados admitidos a cálculo vienen resumidos en la tabla VIII donde se ofrecen los porcentajes correctos clasificados, es decir, la concordancia entre la elección voluntaria realizada por el estudiante con la obtenida a partir de los valores de la función discriminante. De los datos se deduce que sólo el 36,5 de la muestra queda correctamente clasificada, destacando la inadecuación de los estudiantes de Francés que con sólo un 3,4 por 100 de concordancia eleva a un 96,6 por 100 los alumnos mal ubicados en la especialidad.

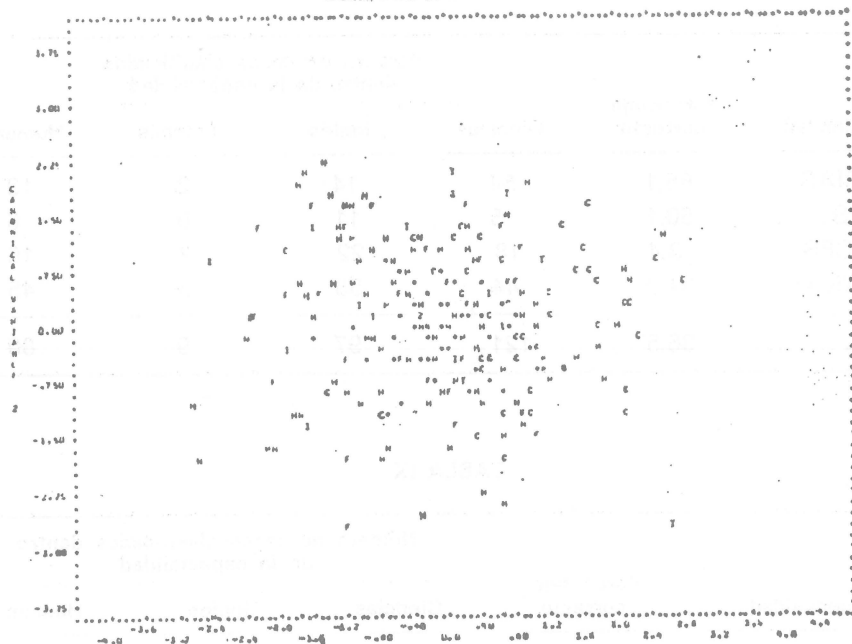
En la gráfica I se representan en forma canónica todos los individuos de la población estudiada, cada uno de ellos figurado por la letra inicial de la especialidad en que queda clasificado (C, I, F, H). Los asteriscos indican que dos o más estudiantes de especialidad diferente poseen idénticas coordenadas. Es evidente que las variables que entran a formar parte de la función discriminante no separan los grupos de individuos de una u otra especialidad; de lo que se infiere que *los factores utilizados en la función discriminante no son válidos para separar las poblaciones estudiadas.*

4.4. A la vista de tales resultados se pensó que fuese el grupo de Francés, con su bajo índice de concordancia, el que distorsionase el análisis, por lo que se eliminó en un nuevo tratamiento, reduciendo las especialidades a tres, y el número de sujetos a 250. Simultáneamente, y con el fin de rescatar algún factor más que integrase la función discriminante se redujo el nivel de tolerancia a .001. Los datos de la tabla IX y la gráfica II revelan su equivalencia con el primer análisis si se comparan con la tabla VIII y la gráfica I. En consecuencia, *el test AMPE no parece servir para clasificar a los estudiantes por especialidades.*

TABLA VII

| GRUPO | CIENCIAS | | INGLES | | FRANCES | | HUMANAS | |
|------------------|---------------------------------------|-------------------|---------------------------------------|-------------------|---------------------------------------|-------------------|---------------------------------------|-------------------|
| | Evaluac. ec. de cla- sificación | Probabi- lidad | Evaluac. ec. de cla- sificación | Probabi- lidad | Evaluac. ec. de cla- sificación | Probabi- lidad | Evaluac. ec. de cla- sificación | Probabi- lidad |
| 1 | 3.7 | .528 | 5.9 | .176 | 6.1 | .165 | 6.5 | .132 |
| 2 INGLES | 1.3 | .184 | .3 | .294 | .5 | .274 | .7 | .247 |
| 3 | 3.4 | .351 | 4.9 | .162 | 4.4 | .214 | 3.9 | .274 |
| 4 | .3 | .425 | 2.1 | .173 | 1.8 | .196 | 1.7 | .206 |
| 5 | 2.2 | .637 | 5.6 | .114 | 5.4 | .127 | 5.5 | .121 |
| 6 | 5.2 | .774 | 10.0 | .071 | 9.7 | .081 | 9.9 | .074 |
| 7 INGLES | 1.0 | .181 | .1 | .287 | .2 | .275 | .3 | .257 |
| 8 | .5 | .275 | 1.0 | .217 | .7 | .244 | .6 | .264 |
| 9 | .1 | .344 | 1.0 | .216 | .9 | .224 | 1.0 | .216 |
| 10 | 2.8 | .681 | 6.6 | .094 | 6.3 | .112 | 6.2 | .114 |
| 11 | .1 | .361 | 1.2 | .208 | 1.1 | .219 | 1.1 | .212 |
| 12 | .2 | .366 | 1.5 | .191 | 1.2 | .215 | 1.1 | .227 |
| 13 | .1 | .328 | .9 | .224 | .8 | .230 | .9 | .219 |
| 14 | 1.6 | .548 | 4.1 | .150 | 4.0 | .158 | 4.2 | .144 |
| 15 HUMANA ... | 1.0 | .181 | .3 | .258 | .2 | .273 | .1 | .288 |
| 16 HUMANA ... | 2.5 | .288 | 3.4 | .187 | 2.9 | .235 | 2.5 | .290 |
| 17 | .2 | .407 | 1.8 | .180 | 1.6 | .203 | 1.5 | .210 |
| 18 HUMANA ... | 3.5 | .138 | 2.3 | .246 | 2.0 | .282 | 1.7 | .335 |
| 19 | 1.4 | .275 | 1.5 | .268 | 1.6 | .247 | 2.0 | .210 |
| 20 INGLES | 2.0 | .141 | .4 | .314 | .6 | .287 | .8 | .258 |
| 21 HUMANA ... | 5.3 | .474 | 2.6 | .285 | 2.5 | .300 | 2.3 | .341 |
| 22 | .1 | .390 | 1.6 | .188 | 1.4 | .208 | 1.3 | .214 |
| 23 | 1.5 | .348 | 2.8 | .177 | 2.4 | .218 | 2.1 | .257 |
| 24 | 36.0 | .962 | 44.3 | .015 | 44.5 | .014 | 45.5 | .008 |
| 25 | .9 | .322 | 1.5 | .243 | 1.6 | .232 | 1.8 | .204 |

GRAFICA I



GRAFICA II

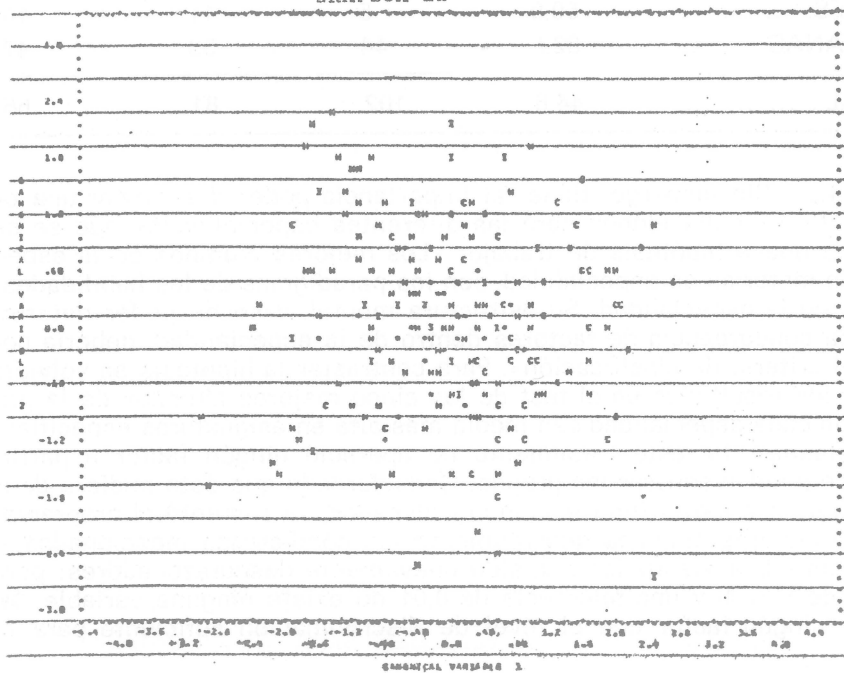


TABLA VIII

| Especialidad | Porcentaje correcto | Número de casos clasificados dentro de la especialidad | | | |
|--------------|---------------------|--|--------|---------|---------|
| | | Ciencias | Inglés | Francés | Humanas |
| CIENCIAS ... | 65,1 | 54 | 14 | 2 | 13 |
| INGLES... .. | 50,1 | 5 | 11 | 0 | 6 |
| FRANCES ... | 3,4 | 18 | 22 | 2 | 16 |
| HUMANAS . | 31,3 | 44 | 50 | 5 | 45 |
| TOTAL | 36,5 | 121 | 97 | 9 | 80 |

TABLA IX

| Especialidad | Porcentaje correcto | Número de casos clasificados dentro de la especialidad | | |
|-------------------|---------------------|--|--------|---------|
| | | Ciencias | Inglés | Humanas |
| CIENCIAS | 63,9 | 53 | 17 | 13 |
| INGLES. | 50,0 | 5 | 11 | 16 |
| HUMANAS | 32,6 | 44 | 53 | 47 |
| TOTAL | 44,6 | 102 | 81 | 66 |

II.4.5. Sin embargo, tiene tal importancia poder determinar una cierta estructura mental idónea para las diferentes especialidades que se pensó en una nueva hipótesis de trabajo: «Los mejores alumnos de la especialidad en materias de especialidad, son los paradigmas de las habilidades exigidas en la especialidad. Su estructura mental, caso de poder determinarse una concordancia de factores dentro de la especialidad, debería constituir el criterio de clasificación». Para contrastar la hipótesis se volvieron a tratar los resultados en el test de los cinco mejores alumnos de la promoción en cada especialidad con media más alta en asignaturas específicas de especialidad. En este tratamiento no apareció ningún factor a partir del cual se puedan separar los grupos. Considerando que ésto pudiera deberse a falta de una mayor información al ordenador, se alimentó el programa con los 10 mejores alumnos que reunieran las condiciones mencionadas anteriormente. Los resultados han sido nuevamente descorazonadores: para un valor de $F = 4$. y una tolerancia de 0,01 no existe ninguna variable de entrada, ningún factor con el nivel de discriminación suficiente para clasificar.

II.5. Rendimiento en el test y rendimiento académico

Puesto que los alumnos seleccionados mediante prueba de acceso debieron terminar su carrera en septiembre de 1979, se disponía de un buen material para contrastar con los resultados del AMPE y establecer ciertos índices de predicción ya que no profesional, al menos de éxito académico.

II.5.1.

TABLA X

| | Comienzan en VIII - 1975 | Terminan en IX - 1978 | Pérdida |
|-----------------|-----------------------------|--------------------------|---------|
| CIENCIAS | 83 | 44 | 46,98 % |
| INGLES... .. | 22 | 12 | 45,45 % |
| FRANCES | 58 | 34 | 41,37 % |
| HUMANAS | 144 | 54 | 62,5 % |
| TOTAL | 309 | 144 | 53,09 % |

Aparte de subrayar el índice tan brutal de pérdida de convocatoria —no de escolaridad—, conviene observar una cierta homogeneidad entre las tres primeras especialidades, y una aparente dureza de C. Humanas, que convendría relacionar con la dotación mental de su alumnado. Si ambos datos estuvieran relacionados —aspecto que abre la necesidad de proseguir una investigación específica de esta especialidad—, es de justicia rechazar totalmente la opinión de que es la que ofrece un menor nivel de exigencia.

II.5.2. Relación entre T (puntuación total ponderada de los factores) y la posibilidad de terminar la carrera dentro del cupo de convocatorias posibles en los tres cursos normales de carrera.

El coeficiente de contingencia entre las variables alcanza un valor de $C = .103$; como $X^2 = 3,336$ no es significativo para un g. l. y un $\alpha = .05$, tampoco lo es C. Por lo tanto, un alumno con una puntuación en el total del test superior a la media tiene la misma probabilidad de terminar la carrera dentro del plazo normal que fuera de él; y recíprocamente, un alumno que ha tardado más de tres años y hasta cinco suspensos posibles en una asignatura, tiene la misma probabilidad de haber obtenido una alta que una baja puntuación en el test.

II.5.3. Relación entre T y la nota media final de carrera.

El dato escueto y sorprendente es: $r = .056 \pm .038$.

No hay relación entre las variables. Un buen resultado en el test no permite predecir que el estudiante terminará su carrera con una nota superior a la media, ni que un resultado por debajo de ella en el test le impi-

da tener una nota de promoción realmente alta. Lo que viene a confirmar que en la promoción intervienen variables muy poderosas que dejan a la inteligencia, en cuanto agente eficaz en el rango de la promoción, reducido a cero.

II.5.3.1. En el intento de aclarar la desconcertante correlación, se calculó la de T con las calificaciones de materias específicas de especialidad, obteniendo un valor no menos desconcertante: $r = .379 \pm .032$, relación moderada pero significativa, que planteaba esta reflexión: lo ocurrido con los 144 alumnos como un todo ¿es también cierto para todas y cada una de las especialidades?

TABLA XI

| Correlaciones entre | Ciencias | Inglés | Francés | Humanas | Gr. total |
|--|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|------------------|
| T y \bar{X} final de carrera | $.450 \pm .081$ | $.06 \pm .19$ | $.220 \pm .084$ | $-.375 \pm .078$ | $0.56 \pm .038$ |
| T y \bar{X} asign. especialidad | $.623 \pm .062$ | $.757 \pm .083$ | $.348 \pm .077$ | $-.277 \pm .084$ | $.0379 \pm .032$ |

En las cuatro especialidades se observa la existencia de un elemento perturbador que, con independencia de la intensidad de la relación, rebaja, y a veces anula, la conexión entre la dotación intelectual y el nivel promocional; y ésto, incluso en el insólito caso de C. Humanas, cuyas correlaciones negativas, aunque corroboran la misma tendencia que el resto de las especialidades, hacen de ella un grupo espectacular y paradójico digno de un estudio detenido, pues no es explicable que los más tontos obtengan mejor puntuación final y específica que los más inteligentes.

II.5.3.2. Con el propósito de aislar el elemento perturbador antes señalado, se siguió trabajando con la especialidad de Ciencias, en razón de que, según la tabla X, tiene un nivel de pérdidas de convocatorias medio, llegando a los siguientes resultados:

- Correlación entre T y notas asignaturas comunes + prácticas = $.320 \pm .091$.
- Correlación entre T y notas de práctica docente = $-.469 \pm .079$.

Y ahí está gran parte de la clave del problema: las asignaturas comunes más las prácticas dan un tirón hacia el cero en la relación T — rendimiento; pero el verdadero causante de hacer nula tal dependencia es el valor de las prácticas de enseñanza. Su sistema de calificación es tan demencial que perjudica a los alumnos más trabajadores (notas de especialidad y comunes) y mejor dotados (calificación en T) en un alto grado de indigencia, mientras que con el mismo grado eleva, promueve y magnifica al alumno menos dotado y menos trabajador.

No hay ninguna razón para pensar que en las otras especialidades no ocurra lo mismo y aún con más intensidad, a la vista del desfase entre las correlaciones de la tabla X.

III. CONCLUSIONES FINALES

Las conclusiones extraídas de estos resultados las podemos resumir en los siguientes puntos:

III.1. El test experimentado se revela, en las pruebas de acceso a las E. U. de Magisterio, como un instrumento válido para eliminar un contingente de aspirantes con una dotación intelectual muy pobre para el nivel universitario.

III.2. Convendría utilizar correctivos más severos, por encima del percentil 30, hasta igualar al menos, y no es mucho pedir para un profesor de E. G. B., el standard de los estudiantes en disposición de iniciar el ciclo universitario.

III.3. El test es un instrumento de moderado valor en la predicción del éxito académico en asignaturas de especialidad y comunes, pero no cuanto a la calificación total de la carrera, al menos mientras la práctica docente se califique como hasta ahora y tenga el peso que ahora tiene en la nota final.

III.4. El test prueba una dependencia negativa entre inteligencia y nota de prácticas, al menos tal como están concebidas en la actualidad, lo que parece una aberración.

III.5. No se ha revelado útil para clasificar a los alumnos por especialidades en función de una determinada combinación de factores de inteligencia, ni permite describir las especialidades de Magisterio a partir de una óptima estructura mental.

III.6. Su valor pronóstico para determinar la finalización de la carrera dentro de los límites normales de tres cursos académicos es nulo.

III.7. En definitiva, hay que desmitificar la eficacia de los tests de inteligencia dentro de las pruebas de acceso, y reconocer que su rendimiento es modesto. Valen para lo que valen, y no se les puede ni debe exigir más.